

Análisis de las diferencias interprovinciales del desempleo en España

Raquel Plaza Acero

*Departamento de Teoría Económica
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Valladolid
Avda. Valle Esgueva, s/n
47011 - Valladolid*

1. INTRODUCCIÓN

El propósito de este artículo es estudiar las causas de las diferencias provinciales en las tasas de desempleo en España.

La literatura sobre este tema en España es muy escasa. Sólo existen dos trabajos que han abordado el problema del desempleo a escala provincial: en uno de ellos se realiza una descripción muy detallada de las disparidades del desempleo (García de Blas, 1980) y en el otro se realiza un análisis de series de tiempo con el objetivo de clasificar el paro de cada provincia en estructural y cíclico (Arango Fernández y Martínez Noval, 1980). Pero en estos estudios no se ofrece una explicación de los factores que determinan las variaciones geográficas del desempleo. Esta es la aportación original del presente estudio.

Este trabajo está formado por cuatro apartados. En el primero se revisan las causas que explican la existencia de desempleo en términos generales. Revisar estas causas es útil para comprender mejor las diferencias geográficas del desempleo, que es el tema central del artículo. En el segundo apartado se expone un modelo empírico de la estructura provincial del desempleo. En el tercer apartado se presentan los resultados obtenidos para la economía española

y por último se resumen las principales conclusiones. Los detalles sobre las fuentes estadísticas se dan en el apéndice.

2. LOS DETERMINANTES DEL DESEMPLEO

Desde una perspectiva estrictamente neoclásica y tradicional se pueden identificar tres elementos que explican por qué hay desempleo en los mercados de trabajo: factores relacionados con la búsqueda, las rigideces salariales y las fluctuaciones de la demanda agregada de productos. A continuación pasamos a analizar brevemente estos elementos.

a) Factores relacionados con la búsqueda

Cuando partimos de una situación de equilibrio en un mercado de trabajo particular y se produce un desplazamiento de la oferta o la demanda, el nuevo equilibrio se consigue a través de un proceso de búsqueda por parte de los empresarios y de los trabajadores.

Con relación a los desplazamientos de la demanda y de la oferta, se puede señalar que cualquier mercado de trabajo experimenta cambios continuos. Siempre hay algunos trabajadores que buscan empleo, bien porque entran por primera vez en la población activa, bien porque han sido despedidos o bien porque abandonan voluntariamente sus empleos y buscan otros nuevos. Por otra parte, siempre hay empresarios que buscan cubrir vacantes producidas por abandonos, despidos o por la expansión de sus empresas.

Así pues, dentro de este mundo en «movimiento» constante, en un momento concreto no todos los buscadores de trabajo habrán encontrado un empleo y no todos los empresarios habrán llenado sus vacantes. Las principales razones por las que existe un retraso en el acoplamiento de desempleados a empleos vacantes son la heterogeneidad de los trabajadores y de los empleos, la falta de información perfecta y los costes de ajuste. A veces estos costes son muy elevados, si, por ejemplo, se necesita que los desempleados se reciclen para poder acceder a las vacantes disponibles.

El desempleo relacionado con la búsqueda puede considerarse desempleo de carácter friccional. Se trata de un desempleo inevitable y aparece aunque el mercado de trabajo sea competitivo. Las fuerzas de oferta y de demanda no son casi nunca simultáneas. Por ello el «punto de equilibrio» casi nunca se al-

canza; en el mejor de los casos, se convierte en una «zona de equilibrio». Esto ocurre en todos los mercados, pero de un modo especial en el de trabajo, donde las ofertas y las demandas están particularmente desacompasadas.

b) La rigidez salarial

Además de los factores señalados anteriormente, la rigidez de los salarios contribuye a explicar la lentitud de los ajustes en el mercado de trabajo.

Convencionalmente la falta de flexibilidad de los salarios se ha explicado por la conducta del gobierno y de los sindicatos. El primero a través de su política de salarios mínimos y los segundos a través de la negociación colectiva fijan salarios por encima de los competitivos, generando un desempleo superior al friccional. Por tanto se puede señalar que este tipo de desempleo, que surge como consecuencia de la rigidez salarial, está relacionado con la estructura institucional de la economía.

c) Las fluctuaciones de la demanda agregada de productos

Cuando disminuye la demanda agregada de bienes, los precios de los productos caen, y en consecuencia las curvas del valor de la productividad marginal de los distintos mercados de trabajo se desplazan hacia la izquierda. Puesto que la oferta de trabajo es rígida a corto plazo, si los salarios no cambian, aparecerá un desempleo cíclico, debido a la deficiencia de demanda. Se puede considerar que este tipo de desempleo tiene un carácter transitorio, puesto que desaparecerá cuando se supere la etapa recesiva.

d) Diferencias geográficas de desempleo

Una vez señalados los principales factores que determinan la existencia de desempleo en una economía, se puede avanzar un paso más para acercarnos al tema del desempleo enfocado desde un punto de vista espacial. Cabe preguntarse cuáles son las causas que influyen en que existan diferencias geográficas en el desempleo.

Aunque no existe un punto de vista único sobre este fenómeno, se puede decir que habrá diferencias espaciales en el desempleo en la medida en que en

cada zona existan distintos niveles de desempleo «permanente» (relacionado con la búsqueda y con las rigideces salariales) y «cíclico» (debido a que cada zona tenga un ciclo distinto). Esta visión del desempleo a escala geográfica es la que se desarrolla para el caso español en el apartado siguiente.

3. UN MODELO EMPÍRICO DE LA ESTRUCTURA PROVINCIAL DEL DESEMPLEO PARA ESPAÑA

Como puede observarse en el cuadro 1 las tasas de paro en 1985¹ varían mucho entre las provincias. Así, por ejemplo, mientras Badajoz tiene una tasa del 34 %, la de Lugo es del 5,4 %, siendo la media nacional del 22 %.

Además se comprueba que existe una cierta estabilidad en la estructura espacial de las tasas de paro. En concreto, el coeficiente de correlación entre las tasas de paro de 1985 y 1976 es del 0.84². Esta permanencia relativa de las diferencias geográficas del paro sugiere que las tasas de paro de cada zona deben estar relacionadas con características «estables» de su economía.

Tres conjuntos de factores se utilizarán para explicar el desempleo provincial. En primer lugar se consideran las características demográficas de la oferta de trabajo. En segundo lugar los factores institucionales y en tercer lugar las fluctuaciones de la demanda de trabajo³.

A continuación se definen estas variables y se justifican las razones de su inclusión. En el apéndice se amplían los detalles relativos a su elaboración y se indican las fuentes estadísticas utilizadas.

1. He tomado el año 1985 como referencia porque es el año más reciente para el que existen datos disponibles de todas las variables que intervienen en la explicación del desempleo.

2. Se ha utilizado el año 1976 como punto inicial para utilizar una serie estadística homogénea. Esto se debe a que la Encuesta de Población Activa, que es de donde obtenemos los datos del desempleo, inicia en el tercer trimestre de 1976 un cambio de metodología que abarca hasta el primer trimestre de 1987.

3. En algunos trabajos empíricos sobre diferencias espaciales del desempleo realizados para otros países se utiliza un esquema explicativo similar al que aquí se presenta. Véanse, por ejemplo, Metcalf (1975), Vipond (1974) y Burrigge-Gordon (1981) para la economía inglesa; Schofield (1980) para la economía canadiense y Behman (1978), McGee (1985), Freeman (1988) y Montgomery (1989) para la economía americana.

Cuadro 1
Tasa de Desempleo

PROVINCIAS	1976	1985	PROVINCIAS	1976	1985
Álava	2.6	17.4	León	2.1	16.1
Albacete	4.5	14.6	Lérida	1.6	6.8
Alicante	5.5	21.7	Lugo	1.9	5.4
Almería	4.8	22.1	Madrid	5.2	23.4
Asturias	3.2	18.8	Málaga	14.5	31.2
Ávila	4.5	16.8	Murcia	5.4	19.1
Badajoz	8.2	34.0	Navarra	4.3	19.6
Baleares	4.7	14.7	Orense	2.1	8.0
Barcelona	4.7	25.3	Palencia	5.3	22.3
Burgos	3.8	16.6	Las Palmas	12.4	26.9
Cáceres	4.0	19.2	Pontevedra	2.1	16.3
Cádiz	10.9	33.3	Rioja	1.4	17.0
Cantabria	3.8	16.4	Salamanca	6.0	19.3
Castellón	3.1	13.9	Tenerife	6.7	23.6
Ciudad Real	6.4	21.4	Segovia	3.2	16.0
Córdoba	10.4	32.0	Sevilla	12.7	33.7
La Coruña	1.4	15.3	Soria	2.4	11.8
Cuenca	2.6	14.8	Tarragona	2.3	16.1
Gerona	2.3	11.7	Teruel	1.6	9.6
Granada	9.6	30.5	Toledo	4.4	11.6
Guadalajara	4.3	16.0	Valencia	3.5	21.1
Guipúzcoa	4.1	22.4	Valladolid	5.1	25.2
Huelva	11.5	30.5	Vizcaya	4.8	25.5
Huesca	0.4	9.9	Zamora	1.8	17.1
Jaén	7.4	29.2	Zaragoza	3.9	19.9
ESPAÑA	5.2	22.0			

Fuente: EPA (IV trimestre) 1976 y 1985

a) Las características demográficas

Incluso en el caso de que el mercado de trabajo fuera perfectamente competitivo, en cada zona existiría una cierta tasa de paro friccional. Este tipo de paro está relacionado con factores de búsqueda y aparece debido a los retrasos con que se acoplan los parados a los puestos de trabajo vacantes dentro del área. Aquí se intenta captar a través de las características demográficas de la mano de obra. En concreto, se considera la edad y la educación.

El efecto de la edad se mide con la variable JO y se define como el porcentaje de población activa de cada provincia que tiene entre 16 y 19 años. Se espera que aquellas provincias con una alta proporción de jóvenes en su población activa tengan, *ceteris paribus*, unas tasas de paro más altas. Esta relación se justifica atendiendo a la oferta y a la demanda de trabajo.

El análisis de la oferta de trabajo muestra que los jóvenes suelen disponer de una información menor sobre las oportunidades de empleo, de manera que les es más difícil acceder al mercado de trabajo; además los más jóvenes con frecuencia abandonan voluntariamente sus empleos hasta encontrar uno satisfactorio. El análisis de la demanda de trabajo nos lleva a la misma relación directa entre la edad y la tasa de paro, ya que los jóvenes, al tener una menor dotación de capital humano, son más vulnerables en caso de despido.

El nivel educativo se recoge a través de la variable TEC, definida como el porcentaje de profesionales y técnicos dentro de la población activa. Esta variable pretende ser una medida aproximada del porcentaje de mano de obra de la provincia con el nivel de cualificación más elevada. Se espera que aquellas provincias con una proporción alta de trabajadores cualificados tengan, *ceteris paribus*, bajas tasas de paro. Las características de la oferta y la demanda de trabajo son las que determinan esta relación.

Los trabajadores con mayor nivel de educación frecuentemente son más eficientes en la búsqueda. Así, por ejemplo, si son despedidos de sus empleos, tienen una gama más amplia de opciones y además no les resulta difícil reciclarse. Todo esto implica que encontrarán otro empleo con relativa facilidad. Por tanto, este argumento del lado de la oferta conduce a una relación negativa entre TEC y la tasa de paro provincial. Por el lado de la demanda también podemos esperar una relación positiva, puesto que los empresarios tenderán a conservar a los trabajadores cualificados, ya que éstos suelen tener una formación más específica que los no cualificados.

b) Factores institucionales del mercado de trabajo

En el mercado de trabajo existen importantes distorsiones respecto a la situación de competencia pura. Un ejemplo de estas distorsiones es la existencia de sindicatos. Por tanto aparecerá, además del desempleo friccional, un desempleo al que denominaremos estructural y que está causado por la estructura institucional de la economía⁴.

Las variables que se utilizan aquí para medir las desviaciones de la competencia son los salarios «estandarizados», la presión sindical y la estructura del empleo.

Consideremos en primer lugar los salarios «estandarizados», WG. Definimos esta variable como el salario medio de cada provincia, corregido de las influencias derivadas de la estructura del empleo.

Lo que hemos hecho es calcular el salario que tendría cada provincia en el caso hipotético en que la estructura del empleo fuera idéntica en todas ellas e igual a la media nacional. Con esto lo que se pretende es medir aunque sólo sea de manera aproximada las diferencias salariales «puras». Esto es, diferencias que se dan entre grupos homogéneos de trabajadores. Estas diferencias se deberían fundamentalmente a factores institucionales, tales como la negociación colectiva, que no tiene la misma fuerza en todas las provincias, la existencia de funcionarios con salarios fijados administrativamente, etc. Naturalmente, si a través de estos mecanismos se establecen salarios superiores a los competitivos, cabe esperar que haya desempleo; y, cuanto más alto sea el nivel de salarios así fijados, más alto es de esperar que sea la tasa de paro de la provincia.

En principio, la variable salarial se espera que recoja los efectos diferenciales de la negociación colectiva, que es lo mismo que decir los efectos diferenciales de la presión sindical entre las distintas provincias. No obstante, dado que el procedimiento seguido para estandarizar los salarios es bastante tosco, parece conveniente introducir una segunda variable que mida de modo algo más directo la presión sindical. Esta variable es PS y ha sido definida como el porcentaje de asalariados de cada provincia afectados por convenios de empresa de ámbito provincial⁵.

4. A veces se denomina desempleo estructural al que surge como consecuencia de que los desempleados se acoplan mal con las vacantes debido a que no tienen las cualificaciones correctas o a que no viven en el lugar adecuado.

Aquí utilizaremos el término estructural para indicar exclusivamente el desempleo relacionado con los factores institucionales.

5. Esta manera de medir la fuerza de los sindicatos se ha utilizado en otros trabajos empíricos en la economía española (Rodríguez Gutiérrez, 1987).

El postulado básico es que en las provincias con una mayor proporción de trabajadores sujetos a convenios de empresa, las organizaciones sindicales habrán conseguido manifestar una mayor capacidad de «presión sindical».

Naturalmente, se espera encontrar una relación directa entre la presión sindical y la tasa de paro. Esta relación se justifica puesto que donde la influencia de los sindicatos es mayor, los salarios serán mayores. Además los sindicatos suelen imponer la contratación a largo plazo, introducen normas rígidas para el despido, etc., todo lo cual incrementa los costes del trabajo, y por consiguiente suelen generar desempleo.

En tercer lugar, se incluye la estructura sectorial del empleo, que se mide a través de los porcentajes de la población activa en la agricultura (AGR), la industria (IN), los servicios (SER) y la construcción (CO)⁶. La influencia de estas variables sobre la estructura de las tasas de paro se justifica por dos vías.

En primer lugar, la estructura del empleo se puede considerar como un indicador de las rigideces asociadas a la actuación de los sindicatos que no están recogidas en las variables que miden los salarios estandarizados y en la presión sindical. Así, por ejemplo, una alta proporción de población activa en la industria puede indicar una presión sindical elevada.

Pero además puede ocurrir que estas variables recojan diferencias en las características demográficas que no estén suficientemente reflejadas en las variables de edad y educación. Desde este segundo punto de vista la estructura del empleo muestra diferencias de las tasas de paro friccional.

c) Las fluctuaciones de la demanda de trabajo

Debido a los desplazamientos transitorios en la demanda agregada de bienes y servicios, se producen variaciones temporales en la demanda de trabajo de cada zona, como consecuencia de las cuales aparecerá un desempleo cíclico.

La variable que capta este tipo de desempleo se define como la tasa de crecimiento del empleo en la provincia en los últimos cinco años, CE⁷. Cabe es-

6. El efecto de la estructura sectorial del empleo sobre las tasas provinciales de paro se ha estudiado para la comunidad castellano-leonesa en el trabajo de A. Hernández, J. Salcedo y J. Villaverde (1986). Se llega a la conclusión en este trabajo que la composición estructural de la población activa no explica suficientemente las diferencias provinciales de las tasas de paro.

7. Los cambios en el empleo se han utilizado como «proxy» de los cambios en la demanda de trabajo en algunos trabajos empíricos que estudian las diferencias de las tasas de paro entre ciudades (McCormick, 1983).

perar que las áreas con rápido crecimiento del empleo disfruten de menores tasas de paro y a la inversa.

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Para contrastar el modelo anteriormente expuesto se elige una especificación funcional semilogarítmica. Las razones para utilizar esta forma son empíricas, ya que esta especificación permite obtener mejores estimaciones que la especificación lineal. A pesar de todo, esta última es la más comúnmente empleada en los trabajos sobre dispersión del paro.

Por tanto se efectúa la regresión entre el logaritmo natural de la tasa de paro provincial log (TP) y el conjunto de variables explicativas para el año 1985.

Por lo que se refiere a los resultados en el cuadro 2 aparecen las estimaciones.

Como puede observarse de las dos variables que miden el capital humano, sólo la que capta la edad, JO es significativa al nivel convencional del 5 % y tiene el signo esperado. La variable que mide la educación, TEC, aunque tiene el signo esperado no es significativa. Esto se puede deber a que esta variable no capta adecuadamente el porcentaje de mano de obra con mayor educación.

Cuadro 2
Variable dependiente log (TP)

Variables independientes	Coefficiente de regresión	Estadístico t
CONSTANTE	6.0695	4.69
JO	0.0851	4.00
TEC	- 0.0156	- 0.50
WG	0.0010	2.03
PS	0.2608	0.30
AGR	- 0.0665	- 6.01
IN	- 0.0652	- 5.87
SER	- 0.0622	- 4.39
CE	- 0.3047	- 1.40
$\bar{R}^2 = 0.73$ F= 18.39		

Con relación al segundo conjunto de variables que captan las rigideces institucionales del mercado, hay que señalar que el salario estandarizado es significativo y tiene el signo esperado.

Con relación a la variable de la presión sindical se observa que no resulta significativa. Este hecho se puede deber a que su impacto sobre el desempleo puede venir recogido por la variable salarial.

Por lo que se refiere a las variables representativas de la estructura sectorial del empleo hay que señalar que todas son significativas⁸.

Finalmente hay que señalar que la variable que recoge los cambios en la demanda de trabajo dentro de cada área no resulta significativa. Este resultado sugiere que el componente cíclico no es muy importante, por lo que se opta por estimar de nuevo la ecuación excluyendo esta variable.

La estimación resultante aparece en el cuadro 3. Como puede observarse la explicación global no cambia, pero mejora el valor del estadístico F. Como resumen de estas estimaciones se puede decir que aproximadamente el 73 % de la variación provincial en las tasas de desempleo se pueden explicar a través de la edad de los trabajadores, el salario estandarizado y la estructura productiva de la provincia.

Cuadro 3
Variable dependiente log (TP)

Variables independientes	Coefficientes de regresión	Estadístico t
CONSTANTE	5.4490	4.43
JO	0.0894	4.20
TEC	- 0.0158	- 0.50
WG	0.0011	2.36
PS	0.3033	0.34
AGR	- 0.0630	- 5.78
IN	- 0.0615	- 5.64
SER	- 0.0573	- 4.12
$\bar{R}^2 = 0.73$ F= 20.27		

8. Se ha tenido que eliminar una variable, el porcentaje de población activa en la construcción, para evitar la existencia de multicolinealidad perfecta.

El modelo propuesto se estima de nuevo utilizando un panel de datos en el que se emplean datos de corte transversal y de series temporales para el período 1976-1985. La razón de estimar de nuevo el modelo es comprobar que los resultados que se obtienen en un punto del tiempo se mantienen para un período largo de tiempo.

Por tanto, se estima una ecuación en la que se incluyen las mismas variables que se emplearon en la regresión con datos cross-section, excepto la variable sindical, que no se incluye, debido a la falta de datos para algunos años del período. La variable que mide el cambio de la demanda de trabajo tampoco se considera porque no contribuye a mejorar la explicación de la estructura espacial del paro, como se demostró anteriormente.

Los resultados de la estimación (cuadro 4) corroboran los que obteníamos con la muestra de corte transversal. Además, la explicación obtenida con datos panel mejora puesto que ahora se explica el 76 % de la variación provincial de las tasas de paro. Con esto se confirma que el modelo propuesto no sólo sirve para explicar las diferencias en el paro en un momento específico, sino que permite explicar estas diferencias a lo largo de un período de diez años.

Teniendo en cuenta que las variables relevantes en estas regresiones son las que recogen el componente friccional-estructural del desempleo y que la variable que mide el componente cíclico no es significativa, entonces podemos hacer

Cuadro 4
Estimación con datos panel
Variable dependiente log (TP)

Variables independientes	Coefficientes de regresión	F
CONSTANTE	5.1451	
JO	0.1006	93.08
TEC	- 0.0038	0.07
AGR	- 0.0646	121.27
IN	- 0.0647	130.30
SER	- 0.0542	56.68
WG	0.0013	378.40
$\bar{R}^2 = 0.76$ F = 270		

una estimación del paro friccional-estructural medio de cada provincia. Así pues, a partir de la ecuación que se obtiene con el panel de datos se estima el paro friccional-estructural de cada provincia en cada año y después se calcula su valor medio para el período 1976-1985 (Cuadro 5). Se supone que el componente cíclico del paro provincial en cada año está incluido en el residuo de la ecuación.

Cuadro 5
Estimación del paro friccional-estructural medio

PROVINCIAS	tasa de paro estimada	PROVINCIAS	tasa de paro estimada
Álava	6.8	León	5.3
Albacete	7.7	Lérida	4.9
Alicante	9.4	Lugo	2.7
Almería	9.7	Madrid	12.1
Asturias	6.7	Málaga	16.5
Ávila	6.6	Murcia	8.6
Badajoz	12.0	Navarra	7.1
Baleares	7.8	Orense	3.9
Barcelona	9.5	Palencia	7.6
Burgos	6.5	Las Palmas	13.4
Cáceres	8.6	Pontevedra	6.1
Cádiz	15.6	Rioja	5.0
Cantabria	6.3	Salamanca	7.7
Castellón	6.2	Tenerife	12.7
Ciudad Real	10.6	Segovia	5.5
Córdoba	10.1	Sevilla	11.0
La Coruña	5.5	Soria	5.1
Cuenca	6.1	Tarragona	9.4
Gerona	6.2	Teruel	4.8
Granada	10.8	Toledo	7.1
Guadalajara	9.9	Valencia	7.8
Guipúzcoa	7.6	Valladolid	11.7
Huelva	10.5	Vizcaya	9.6
Huesca	5.4	Zamora	5.0
Jaén	10.3	Zaragoza	6.6
Media nacional	9.1		

Fuente: Elaboración propia.

Conocer una estimación del paro friccional-estructural tiene interés para determinar qué provincias se enfrentan a un problema de paro más grave y cuáles habrían de ser los remedios utilizados. Así por ejemplo, las provincias con un desempleo «permanente» alto, no parece que puedan mejorar mucho con medidas de corte keynesiano basadas en actuaciones sobre la demanda agregada a nivel provincial.

5. CONCLUSIONES

El análisis empírico realizado con los datos de corte transversal para 1985 y con el panel de datos para el período 1976-1985 permite determinar los factores que influyen significativamente sobre las diferencias interprovinciales del desempleo. Estos factores son la edad de los trabajadores, los salarios «estandarizados» y la estructura sectorial del empleo.

Con respecto a la edad de los trabajadores se comprueba que existe una relación directa entre el porcentaje de jóvenes en la población activa de una provincia y la tasa de desempleo de la misma. El desempleo que surge por este motivo tiene carácter de friccional, es decir, está relacionado verosímilmente con factores competitivos ligados al proceso de búsqueda.

Con relación al salario, se obtiene una relación directa entre el salario estandarizado de una provincia y su tasa de desempleo. Este hecho puede indicar que el salario en algunas zonas se fija institucionalmente por encima del nivel competitivo y ello determina un nivel de paro por encima del friccional.

Finalmente se observa que las variables que recogen la estructura sectorial del empleo tienen una gran influencia sobre la estructura geográfica del desempleo. Sin embargo el significado de estas variables es ambiguo, porque por una parte pueden considerarse indicadores de las rigideces del mercado de trabajo asociadas a la actuación sindical; pero, por otra parte, también pueden recoger diferencias en el capital humano y en este caso estarían midiendo desempleo de carácter friccional.

En conclusión, se puede decir que las variaciones provinciales del desempleo son el resultado de factores de carácter competitivo y de factores institucionales. No obstante, puesto que no tenemos ninguna medida directa de los factores institucionales no podemos determinar con precisión su influencia sobre el desempleo.

Esto significa que, aunque el mercado de trabajo español no sea competitivo, no se puede refutar sobre la base de la evidencia disponible una hipóte-

sis competitiva para explicar la determinación de las tasas de desempleo provinciales.

APÉNDICE

En este apéndice se detallan las fuentes estadísticas que se han empleado para obtener las variables utilizadas en las estimaciones.

La tasa de paro

La tasa de paro se obtiene a partir de la Encuesta de Población Activa, 4.º trimestre, publicada por el Instituto Nacional de Estadística para los años de 1976 a 1985.

Características demográficas

La variable de edad y de educación se obtienen a partir de la Encuesta de Población Activa publicada por el Instituto Nacional de Estadística, años 1976 a 1985.

Puesto que no disponemos de datos directos sobre la educación de la población activa, se intenta medir a través de la ocupación. La Encuesta de Población Activa clasifica la población potencialmente activa en 9 ocupaciones: 1. Profesionales y Técnicos, 2. Funcionarios públicos superiores y directores de empresa, 3. Personal administrativo, 4. Comerciantes y vendedores, 5. Trabajadores de los servicios, 6. Agricultores, ganaderos y cazadores, 7. Trabajadores no agrícolas conductores de máquinas y vehículos de transporte, 8. Activos que no pueden clasificarse según la ocupación, y 9. Fuerzas armadas. Se elige la primera categoría como una aproximación al porcentaje de población activa con mayor nivel de educación de la provincia.

Los salarios

La variable salarial se define de la siguiente manera:

$$WG = \sum_k W_{ik} \cdot E_k / \sum_k E_k$$

donde W_{ik} es el salario por empleo asalariado en el sector k en la provincia i (en miles de pesetas). E_k es el número de asalariados en el sector k en la nación, siendo $k = 4$ (agricultura, pesca, industria y servicios).

De manera que WG es el salario anual por asalariado que tendría cada provincia si la estructura del empleo de esta provincia fuera igual a la estructura del empleo de la nación.

Todos los datos de salarios y empleos asalariados se obtienen a partir de la Renta Nacional de España y su distribución provincial publicada por el Banco de Bilbao para los años 1975, 1977, 1979, 1981, 1983 y 1985. Sólo disponemos de datos de salarios para los años impares. Los datos de los años pares se obtuvieron por medio de una interpolación lineal.

La variable sindical

La presión sindical se define como el porcentaje de trabajadores asalariados de cada provincia cuyas remuneraciones están afectadas por convenios colectivos de empresa de ámbito provincial.

El número de trabajadores sujetos a este tipo de convenios se ha obtenido del Anuario de Estadísticas Laborales publicado por el Ministerio de Trabajo y Seguridad Social en 1986, y la cifra de asalariados de cada provincia se ha tomado de la Renta Nacional de España y su distribución provincial para 1985.

La estructura sectorial del empleo

A partir de la Encuesta de Población Activa se obtienen los porcentajes de la población activa en la agricultura, la industria y los servicios.

Crecimiento del empleo

Esta variable se define como:

$$CE = (E85 - E81) / E81$$

siendo $E85$ y $E81$ la población ocupada en la provincia en 1985 y 1981 respectivamente. La población ocupada se obtiene de la Renta Nacional de España y su distribución provincial.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARANGO FERNÁNDEZ Y MARTÍNEZ NOVAL: «La dimensión espacial de la crisis en España». *Papeles de Economía Española*, n.º 1, 1980.
- BEHMAN, S.: «Interstate differentials in wages and unemployment». *Industrial Relations*, vol. 17, N. 2, mayo, 1978.
- BURRIDGE, P. y GORDON, I.: «Unemployment in the Biriths metropolitan labour areas», *Oxford Economic Papers*, vol. 33, N. 2, julio, 1981.
- FREEMAN, R.: «Union density and economic performance. An analysis of U.S. States». *European Economic Review*, 32, 1988, pp. 707-716.
- GARCÍA DE BLAS, A.: «La distribución espacial del paro en España», *Papeles de Economía Española*, N. 4, 1980.
- HERNÁNDEZ, A.; SALCEDO, J. y VILLAYERDE, J.: *Análisis y caracterización del mercado de trabajo en Castilla y León*. Junta de Castilla y León, 1986.
- MCCORMICK: «Housing und unemployment in Great Britain», *The causes of unemployment*, Oxford, Ed. Greenhalgh, Layard and Oswald, 1983.
- McGEE, R.: *State unemployment rates: what explains the differences?* Federal Reserve Bank of New York, Spring, 1985.
- METCALF, D.: «Urban unemployment in England». *The Economic Journal*, 85, septiembre, 1975, pp. 578-689.
- MONTGOMERY, E.: «Employment and unemployment effects of union», *Journal of Labor Economics*, vol. 7, N. 2, 1989.
- RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ, C.: *Los determinantes de las diferencias interprovinciales de salarios en España*, Tesis doctoral, Oviedo, septiembre 1987.
- SCHOFIELD, J.: «Urban size and unemployment in Canada», *The Canadial Journal of Economics*, agosto, 1980.
- VIPOND, J.: «City size and unemployment», *Urban Studies*, 11, 1974, pp. 39-46.